

論文 中国の都市部における男女間賃金格差の変化 およびその決定要因 1995年、2002年都市家計調査 の個票データを用いた実証分析

著者	馬 欣欣
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア 経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	50
号	7
ページ	2-25
発行年	2009-07
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007154

中国の都市部における男女間賃金格差の変化およびその決定要因

——1995年、2002年都市家計調査の個票データを用いた実証分析——

ま 馬 きん 欣 きん 欣

《要 約》

計画経済から市場経済への改革に伴って、中国の都市部における労働市場の構造が転換したとともに、男女間の賃金格差が変化した。本稿では1995年、2002年の中国家計調査の個票データを用い、市場経済期の中国都市部における男女間賃金格差の変化およびその形成要因に関する実証分析を行った。計量分析によって、以下のことが明らかになった。第1に、1995年から2002年にかけて中国の都市部において、男女間賃金格差が拡大した。第2に、男女間賃金格差に与える影響は、非属性格差が属性格差に比べて大きい。第3に、人的資本および賃金決定制度が男女間賃金格差の拡大に影響を与える。ただし、賃金決定制度の影響が人的資本に比べて大きい。第4に、男女間賃金格差の拡大は、低賃金所得層が高賃金所得層より顕著である。計量分析の結果により、男女間賃金格差を縮小するため、競争的な市場経済に任せず、男女平等の労働政策を実施することが今後の重要な課題であると示唆された。

はじめに

- I 先行研究のサーベイ
 - II 個票データから観察された男女間賃金格差の状況
 - III 計量分析の枠組み
 - IV 男女間賃金格差およびその変化の要因分析
- むすび

はじめに

労働市場において、男女間賃金格差は各国の共通な問題である。この問題を解決するため、様々な労働政策が実施されたが、男女間賃金格差は依然として残っている。男女間賃金格差の決定要因について、Oaxaca(1973)、Blinder(1973)、Reimer(1983)、Cotton(1988)、Neumark(1988)、Oaxaca and Ransom(1994)は、男女間賃金格

差が教育水準、経験年数などの人的資本の量に基づく格差と、各要因に対する評価の男女差異に起因する格差(例えば、男女の差別的取り扱い)の2種類に分けられることを示している。

また、Blau and Kahn(1996;1997)は、人的資本以外に、賃金決定制度も男女間賃金格差の変化に影響を与えることを指摘している。各要因に対応して取るべき政策は異なるため、労働政策の立案面で男女間賃金格差及びその決定要因に関する実証分析は重要な課題である。しかし、中国においては、市場経済期に男女間賃金格差が拡大したが、この課題に関する計量分析は十分ではない。そのため、本稿では、実証分析を通じて市場経済期の中国における男女間賃金格差の変化およびその決定要因を数量的に明らか

にする。

以下では、中国の都市部における男女間賃金格差の状況を概観する。まず、その変化についてみる。計画経済期（1949～77年）には、男女平等が社会主義のイデオロギーとして強調され、男女間賃金格差を解消するための労働政策が実施された。そのため、1980年代までは男女間賃金格差が小さかった [Gustafsson and Li 2000]。しかし、1990年代以降、市場化改革に伴って男女間賃金格差が拡大した [Gustafsson and Li 2000; 張 2004; 馬 2005]。

次に男女間賃金格差の決定要因についてみる。Gustafsson and Li (2000), 紀・秦 (2004), 馬 (2007a, b) は、人的資本の量の男女差異と、人的資本に対する評価^(注1)の男女格差が男女間賃金格差に影響を与えることを示している。王 (2005; 2006), 李・馬 (2006), 馬 (2007b) は、職業分布の男女差異と、同一職業における男女の差別的取り扱いが男女間賃金格差に影響を与えることを示している。張(2004), 杜・範(2005), 関・孟 (2005), 馬 (2008a) は、雇用調整などの就業状況の変化、経済グローバル化が男女間賃金格差に影響を与えることを指摘している。また、市場化改革に伴って賃金決定制度^(注2)が大きく変化したことが男女間賃金格差に影響を与えられとされる。具体的にいえば、計画経済期には、国有企業が賃金決定の自主権を持たず、賃金総額、賃金水準、昇級・昇給がすべて政府によってコントロールされていた [丸川 2002; 馬 2006]。しかし、市場経済期には、企業改革の実施とともに、国有企業は、賃金決定の自主権が拡大した。また、企業所有制の改革に伴って非国有企業（例えば、外資企業、民営企業）が増加した。非国有企業は最初に賃金決定

の自主権を持つことが多い。このような賃金決定制度の変化が男女間賃金格差に影響を与えられとされる。

上記から、中国において、市場経済期に、人的資本の量、男女の差別的取り扱い、および賃金決定制度が男女間賃金格差に影響を与えられとされる。しかし、現在までに、中国の男女間賃金格差およびその変化に関する計量分析は少なく、特に1990年代中期以後の賃金格差の変化に関する実証分析はほとんど行われていない。そのため、市場経済期における中国の男女間賃金格差およびその変化は、人的資本の量の男女差異に起因するものか、人的資本の量が同じでも、男女の差別的取り扱いの問題に起因するものか、賃金決定制度の変化に起因するものかは明確ではない。上で述べたように、本稿の目的は、実証分析を通じてこれらの課題を明らかにすることである。

この実証分析の意義は、以下のとおりである。
(1) 男女間賃金格差の問題は、市場化された経済における効率性と公平性の問題に関連する。つまり、効率性を重視した市場化改革に伴い、男女の平等性、あるいは男女の取り扱いの公平性が失われ、男性に比べ、女性はより不利な就業状況に陥る可能性が生じた [李 2003]。この問題を解明するため、市場経済期における男女間賃金格差およびその決定要因に関する実証分析は重要である。(2) 男女間賃金格差の問題は市場経済期の所得格差のひとつの要因になっている。中国の所得格差の要因としては、人的資本や制度改革などのさまざまな理由が挙げられている [李・趙 2006; 馬 2007c]。所得格差のひとつの要因としての男女間賃金格差が拡大すれば、所得格差はさらに拡大すると思われ。

したがって、所得格差の問題を解明するため、性別による賃金格差の変化およびその決定要因に関する計量分析が重要である。

本稿の構成としては、次の第Ⅰ節では先行研究をサーベイし、第Ⅱ節では個票データから観察された男女間賃金格差の状況について述べ、第Ⅲ節では計量分析の枠組みについて説明する。第Ⅳ節では計量分析を行い、推定結果を説明する。最後に計量分析から得られた結論と政策示唆をまとめる。

I 先行研究のサーベイ

1. 男女間賃金格差に関する諸理論仮説

男女間賃金格差の要因については、以下のような諸理論によって説明されている。まず、労働供給側においては、「人的資本論」[Becker 1964; Mincer 1974]によれば、学校教育（学歴）を通じて形成される一般人的資本（*general human capital*）と、仕事を通じた技能・知識を習得する機会、すなわち企業内の教育訓練によって形成される企業特殊的人的資本（*special human capital*）の上昇によって、従業員の生産性が向上し、賃金は上昇することが説明されている。この理論に基づけば、教育水準や経験年数などの人的資本の量は、性別により異なるため、男女間賃金格差が生じると考えられる。

次に、労働需要側において、人的資本を含む労働者の属性要因が一定であっても、Becker (1957)の「雇用主の偏見仮説」と、Arrow (1972; 1973), Phelps (1972)の「統計的差別理論」によれば、雇用主の男女の差別的取り扱いが存在すると、男女間賃金格差が生じると考えられる。

さらに、労働市場の分断化がもうひとつの理

由として挙げられる。Doeringer and Piore (1971)の「二重労働市場仮説」(*Dual labor market*)によれば、労働市場が制度的に第1次労働市場 (*primary market*)と第2次労働市場 (*secondary market*)の2つに分断される。第1次労働市場とは、高い賃金、良い労働条件、安定的雇用、組織内部での配置転換や昇進昇格を繰り返して、熟練を形成してゆく労働市場である。第2次労働市場とは、第1次労働市場に対して、低い賃金、劣悪な労働条件、高い離職率、少ない教育訓練、低い昇進機会などによって特徴づけられる労働市場である。二重労働市場の仮説によると、第1次労働市場にいる労働者の割合は男性が女性より多く、第2次労働市場に多くの女性就業者がいれば、男女間賃金格差が生じると考えられる。

以上の理論仮説に基づき、中国において、市場化改革が男女間賃金格差に与える影響は、以下のような2つの効果を持つと考えられる。(1) 市場化改革による負の効果である。市場化の進展とともに、企業は賃金決定の自主権が拡大した。それに伴って雇用主の偏見仮説、統計的差別理論で指摘されたような労働需要側による男女の差別的取扱いが生じやすくなる可能性が存在する。また、市場経済期に中国の労働市場が正規就業と非正規就業、国有部門と非国有部門によって分断されている。労働市場の分断化理論によれば、就業形態、雇用部門における男女分布の差異が大きければ、男女間賃金格差が生じると考えられる。それに対して、(2) 市場競争による正の効果が存在する可能性がある。つまり、企業が賃金を自由に決定することは、労働市場が完全競争市場に近づいていることを意味する。市場競争原理によれば、男女差別が

小さい企業が市場を通じて生き残る可能性が高い。そのため、長期的にみれば、市場化改革の進展に伴って男女間賃金格差が縮小する可能性も存在する。したがって、市場化改革が男女間賃金格差に与える影響は、こうした正の効果と負の効果をあわせたものである。市場化改革に伴う男女間賃金格差の変化はこのような2つの効果の大きさに依存すると考えられる。以下では、以上の理論仮説に基づく実証分析の結果をまとめている。

2. 実証分析のサーベイ

まず、男女間賃金格差の要因に関する計量分析の方法は、大きく2種に分けられる。(1) Oaxacaモデル^(注3)を用いた各時点における格差に関する要因分解である。Oaxaca(1973), Blinder(1973), Reimer(1983), Cotton(1988), Neumark(1988), Oaxaca and Ransom(1994)は、人的資本を含む各要因の量における男女の差異に基づく格差(以下では、「属性格差」と呼ぶ)と、各要因の量における男女の差異によっては説明できない部分に基づく格差(以下では、「非属性格差」と呼ぶ)の両方が、男女間賃金格差に影響を与えることを明らかにしている。(2) JMPモデル^(注4)[Juhn, Murphy and Pierce 1991]を用いた2時点における男女間賃金格差の変化に関する要因分解である。以下では、JMPモデルを用いた実証分析について述べる。

Blau and Kahn(1996; 1997)は、アメリカにおいて、人的資本と賃金決定制度^(注5)が1990年代の男女間賃金格差の変化に影響を与え、企業の賃金決定の自由度が大きくなれば、男女間賃金格差が大きくなると指摘している。

Kidd and Shannon(2002)は、オーストラリ

アとイギリスにおいても、1980年代に男女間賃金格差が縮小したが、両国では男女間賃金格差の変化の要因が異なることを述べている。オーストラリアでは、人的資本が男女間賃金格差の変化に大きな影響を与える一方で、イギリスにおいては、1980年代に賃金決定制度がその賃金格差の変化に大きな影響を与えることを示している。

Reilly(1999)は、1992~96年にロシアにおいて、市場化の改革に伴って男女間賃金格差が拡大し、賃金格差の変化に与える影響は、人的資本のほうが賃金決定制度より大きいことを明らかにしている。

Orazem and Vodopivec(2000)は、1987~92年の市場経済移行期に、エストニア、スロベニアにおいて、男女間賃金格差が縮小し、人的資本と賃金決定制度がそれぞれの賃金格差の変化に寄与することを示している。

次に、中国に関する実証分析の結果をみる。男女間賃金格差の変化について、Kidd and Meng(2001)は、1981~87年国有企業のデータを用いた実証分析を行った。分析から、国有企業においては、1980年代前期に比べ、80年代後期の場合、男女間賃金格差が縮小したことを示している。また、男女間賃金格差の縮小に与える影響は、人的資本が賃金決定制度より大きいと述べている。

Gustafsson and Li(2000)は、1988年、95年中国都市家計調査(以下ではCHIP1988, CHIP1995と呼ぶ)の個票データを利用し、Oaxacaモデルを用いた分析結果により、88年から95年にかけて中国都市部における男女間賃金格差が拡大し、企業所有制形態、学歴、年齢における男女の差異が、その賃金格差に寄与し、とくに学

歴に対する評価における男女差異の影響は大きいことを示している。

馬 (2005) は、1999年中国都市家計調査（以下では、CHIP1999と呼ぶ）の個票データを用いて分析した結果をGustafsson and Li (2000) と比較し、90年代前期に比べ、90年代後期の場合、男女間賃金格差が大きくなり、教育水準、産業、企業所有形態、職業の分布における男女の差異、および年齢、就業形態による男女の差別的取り扱いがその賃金格差の拡大に影響を与え、とくに教育水準や経験年齢などの人的資本の影響が大きいことを示している。

張 (2004) は、1989年、91年、93年、97年の中国栄養健康調査の個票データを用い、89年から97年にかけて男女間賃金格差は拡大し、非国有企業労働者、ブルーカラー労働者、高齢労働者ほど、賃金格差の拡大は顕著であることを指摘している。

Liu, Meng and Zhang (2000) は、上海市と山東省済南市の個票データを用い、企業所有制形態によって男女間賃金格差は異なり、その格差は国有企業、集団企業、民営企業の順に小さくなり、また、各所有制企業においても、男女間賃金格差に与える影響は属性格差が非属性格差より大きいことを明らかにしている。

王 (2005 ; 2006) , 李・馬 (2006) , 馬 (2007b) は、性別職業分離の問題に着目し、職業分布の男女差異と、同一部門内における男女の差別的取り扱いの両方が男女間賃金格差に影響を与えるものの、後者の影響のほうが大きいことを示している。

ところが、これらの先行研究には以下のような限界があると考えられる。(1) Gustafsson and Li (2000) , 馬 (2005) は1988年、95年、99

年における男女間賃金格差に関する要因分解を行ったが、2つの研究で用いた分析方法が同じではないため、95年と99年の2時点の変化に関する厳密な比較ができない^(注6)。(2) Kidd and Meng (2001) 以外の研究では、賃金決定制度に注目していないため、賃金決定制度が男女間賃金格差に与える影響は数量的に明確ではない。(3) Kidd and Meng (2001) は、分析対象を経済改革初期 (1981~87年) の国有企業に限定したため、市場経済期における男女間賃金格差の変化およびその規定要因が明確になっていない。(4) Koener and Bassett (1978 ; 1982) , Wu (1986) は、各賃金分位点において、教育水準、経験年数などの人的資本における男女の差異が異なるため、賃金分位点ごとに男女間賃金格差の状況が異なることを指摘している。しかし、中国の賃金関数の推定では、平均値を用いたOLS推定がほとんどで、各賃金分位点における男女間賃金格差の状況が明らかになっていない。

以上のような問題点を克服するため、本稿の実証分析は、先行研究に比べて以下のような4つの特徴を持つ。(1) 本稿では、市場化改革が促進された1995~2002年時期に着目し、2時点におけるそれぞれの男女間賃金格差を明らかにする上で、2時点間の賃金格差の変化およびその決定要因を解明する。(2) JMPモデル^(注7)を用いて人的資本と賃金決定制度の両方の影響を明らかにする。(3) 大規模な中国都市家計調査の個票データを用いることによって、中国都市部全体の男女間賃金格差に関する分析ができる。(4) 分位点回帰分析 (Quantile regression analysis) モデル (以下では、「QR」と呼ぶ)^(注8)を用いて賃金分位点ごとの男女間賃金格差の差異を考察することができる。以下では、個票データ

からみた男女間賃金格差の状況を考察した上で、実証分析を行う。

Ⅱ 個票データから観察された 男女間賃金格差の状況

1. 個票データについて

本稿では、中国社会科学院・経済研究所が実施した1995年、2002年中国都市家計調査（以下では、CHIP1995、CHIP2002と呼ぶ）の個票データを用いる。2つの調査は、中国国家统计局の都市社会経済調査総隊が実施した都市家計調査の標本から無作為抽出し、1995年に11省・直轄市における6931世帯2万1694人の個人に対する家計調査、および2002年に12省・直轄市における6835世帯2万632人の個人に対する家計調査である。CHIP1995とCHIP2002によって、労働者個人の豊富な情報（例えば、時間当たり賃金率、学歴、職業、就業形態など）の利用が可能である。以下では、本稿の標本選定、変数設定について説明する。

まず、サンプルの選定について、サンプルを20～60歳の雇用就業者に限定し、経営者、自営業主を除き、欠損値を除外する。計量分析で利用した標本数については、1995年の場合、男女計は1万261人、うち男性は5456人、女性は4805人であり、2002年の場合、男女計は5930人、うち男性は3370人、女性は2560人である。

次に、賃金関数の変数設定について説明する（表1を参照）。賃金関数の被説明変数は男女の時間当たり賃金率の自然対数である。時間当たり賃金率は、CHIP1995、CHIP2002の質問項目に基づいて年間賃金所得を年間労働時間で割ったものである。賃金の構成は、基本給、手当、

賞与であり、移転所得、金融資産、現物所得は含まれていない。説明変数については、年齢、学歴、職業、産業を人的資本の代理指標として設定した。学歴は、大卒、短大卒、専門学校卒、高校卒、中卒、小学卒以下の6種類のダミー変数を設定した。職業は、管理職、現場生産職、技術職、事務職、その他の職業の5種類のダミー変数を設定した。産業については、農・林・漁業、製造業、鉱業、建設業、運輸・情報通信業、卸業・小売業・飲食業、不動産業、衛生・体育・社会福祉業、教育・芸術・テレビ放送業、科学・技術サービス業、金融・保険業、公務、その他の13種類のダミー変数を設定した。また、政治身分としての党员ダミー^(注9)、漢民族ダミー^(注10)、既婚ダミー、就業形態ダミー（終身雇用、長期雇用、短期雇用、その他の雇用形態）、部門所有制形態ダミー（国有部門、民営部門、外資部門、その他の部門所有制形態）、地域ダミーを説明変数として設定した。

2. 記述統計にみる男女間賃金格差とその変化

(1) 各要因別の構成比および2時点の変化

表2では、2時点における男女間賃金格差と各要因の構成比をまとめている。男女間賃金格差の状況について、時間あたり賃金率の男女差を男女間賃金格差とすれば、1995年の場合、賃金率は男性が2.9760元、女性が2.5283元、男女差異が0.4477元であり、2002年の場合、男性が5.7816元、女性が4.9590元、男女差異が0.8226元である。2002年の賃金率の男女差は1995年のその差異より0.3749元拡大した。また、賃金率の自然対数の男女差を男女間賃金格差とする場合、その差異は1995年の0.1791（0.4477の自然対数）から2002年の0.1915（0.8226の自然対数）

表1 変数設定の一覧表

変数名	設定方法
被説明変数 時間当たり賃金率	年間賃金を年間労働時間で割ったもの
説明変数 年齢	年齢に関する質問項目に基づく
学歴ダミー	大卒 大卒 = 1, その他 = 0 短大卒 短大卒 = 1, その他 = 0 専門学校卒 専門学校卒 = 1, その他 = 0 高校卒 高校卒 = 1, その他 = 0 中卒 中卒 = 1, その他 = 0 小学卒以下 小学以下卒 = 1, その他 = 0
職業ダミー	管理職 管理職 = 1, それ以外 = 0 技術職 専門技術職, 技術水準が4級～6級である生産技術職 = 1, それ以外 = 0 現場生産職 技術水準が3級以下である現場生産職 = 1, それ以外 = 0 事務職 事務職 = 1, それ以外 = 0 その他の職業 上記職業以外の職業 = 1, それ以外 = 0
産業ダミー	農・林・漁業 農・林・漁業 = 1, それ以外 = 0 製造業 製造業 = 1, それ以外 = 0 鉱業 鉱業 = 1, それ以外 = 0 建設業 建設業 = 1, それ以外 = 0 運輸・情報通信業 運輸・情報通信業 = 1, それ以外 = 0 卸業・小売業・飲食業 卸業・小売業・飲食業 = 1, それ以外 = 0 不動産業 不動産業 = 1, それ以外 = 0 衛生・体育・社会福祉業 衛生・体育・社会福祉業 = 1, それ以外 = 0 教育・芸術・テレビ放送業 教育・芸術・テレビ放送業 = 1, それ以外 = 0 科学・技術サービス業 科学・技術サービス業 = 1, それ以外 = 0 金融・保険業 金融・保険業 = 1, それ以外 = 0 公務 公務 = 1, それ以外 = 0 その他 上記産業以外の産業 = 1, それ以外 = 0
政治身分ダミー	党员 = 1, 非党员 = 0
漢民族ダミー	漢民族 = 1, 非漢民族 = 0
既婚ダミー	既婚 = 1, その他 = 0
雇用形態ダミー	終身雇用 固定工 = 1, それ以外 = 0 長期雇用 長期雇用 = 1, それ以外 = 0 短期雇用 短期雇用 = 1, それ以外 = 0 その他の就業形態 上記以外の雇用 = 1, それ以外 = 0
部門所有制形態	国有部門 国有部門 = 1, それ以外 = 0 外資部門 外資部門 = 1, それ以外 = 0 民営部門 民営部門 = 1, それ以外 = 0 その他の所有制形態 上記以外の所有制形態 = 1, それ以外 = 0
地域ダミー	各省・市別の地域ダミー

(出所) 筆者作成。

表2 調査対象の属性別などにみる構成比

	1995年			2002年			2時点の格差
	男性	女性	男女格差D95	男性	女性	男女格差D02	D02-D95
時間当たり賃金率（元／時間）	2.9760	2.5283	0.4477	5.7816	4.9590	0.8226	0.3749
年齢構成比（％）							
20～29歳	0.17	0.20	-0.03	0.12	0.16	-0.04	-0.01
30～39歳	0.31	0.37	-0.06	0.27	0.35	-0.08	-0.02
40～49歳	0.35	0.37	-0.02	0.39	0.42	-0.03	-0.01
50～59歳	0.18	0.06	0.12	0.22	0.07	0.15	0.03
学歴の構成比（％）							
大卒	0.10	0.05	0.05	0.07	0.04	0.03	-0.02
短大卒	0.19	0.13	0.06	0.18	0.18	0.00	-0.06
専門学校卒	0.16	0.18	-0.02	0.11	0.14	-0.03	-0.01
高校卒	0.23	0.27	-0.04	0.30	0.36	-0.06	-0.02
中卒	0.28	0.32	-0.04	0.30	0.25	0.05	0.09
小学卒以下	0.04	0.06	-0.02	0.03	0.03	0.00	0.02
党員	0.35	0.16	0.19	0.28	0.17	0.11	-0.08
漢民族	0.96	0.96	0.00	0.97	0.96	0.01	0.01
既婚	0.88	0.89	-0.01	0.88	0.86	0.02	0.03
職業の構成比（％）							
管理職	0.17	0.06	0.11	0.11	0.03	0.08	-0.03
技術職	0.22	0.24	-0.02	0.17	0.17	0.00	0.02
現場生産職	0.38	0.40	-0.02	0.47	0.34	0.13	0.15
事務職	0.20	0.23	-0.03	0.14	0.20	-0.06	-0.03
その他	0.03	0.06	-0.03	0.11	0.26	-0.15	-0.12
就業形態の構成比（％）							
終身雇用	0.80	0.75	0.05	0.45	0.35	0.10	0.05
長期雇用	0.17	0.21	-0.04	0.32	0.32	0.00	0.04
短期雇用	0.02	0.03	-0.01	0.13	0.18	-0.05	-0.04
雇用契約なし+その他	0.00	0.01	-0.01	0.11	0.15	-0.04	-0.03
所有制形態の構成比（％）							
国有部門	0.87	0.78	0.09	0.70	0.66	0.04	-0.05
外資部門	0.00	0.00	0.00	0.04	0.04	0.00	0.00
民営部門	0.01	0.01	0.00	0.24	0.25	-0.01	-0.01
その他の所有制形態	0.11	0.20	-0.09	0.02	0.06	-0.04	0.05
サンプル（人）	5,456	4,805		3,370	2,560		

（出所）CHIP1995とCHIP2002より筆者計算。

（注）男女格差＝男性の値－女性の値。2時点格差＝2002年男女格差－1995年男女格差。

に0.0124大きくなった。1995年から2002年にかけて男女間賃金格差が拡大したことが明らかになっている。

調査対象の年齢構成をみると、2時点とも、女性は16～45歳の年齢層の占める割合が男性よりも高い。一方、45歳以上の年齢層の占める割合は女性が男性よりも低い。中高年齢層において、

女性の雇用就業率が男性より低いことがみて取れる。このクロス集計結果については、国有企業の雇用調整に伴って多くの中高年齢の従業員がリストラされ、その中では女性が男性より多かったこと [Appleton・Knight・宋・夏 2004；Knight・李 2004；馬 2008a]，および国有企業において女性の定年年齢が男性よりも低いことが理由

としてあげられる。

学歴の分布については、2時点とも男性の高学歴の割合は女性の高学歴の割合より多いが、1995年から2002年にかけて学歴分布の男女間の差異は小さくなった。

職業構成については、2時点とも男性全体の中の管理職の割合は女性全体の中の管理職の割合より8～11パーセント多い。また、1995年に比べ、2002年は、管理職の割合の男女差が小さくなった一方、現場生産職、事務職の割合の男女差が大きくなった。

就業形態については、2時点とも終身雇用の割合は男性が女性より5～10パーセント多い。また、1995年に比べ、2002年は、終身雇用の割合の男女差が大きくなった。

部門所有制形態については、2時点とも国有部門に勤めている男性の割合は国有部門に勤めている女性より4～9パーセント多い。また、1995年に比べ、2002年は、国有部門に就業している割合の男女差は小さくなった。

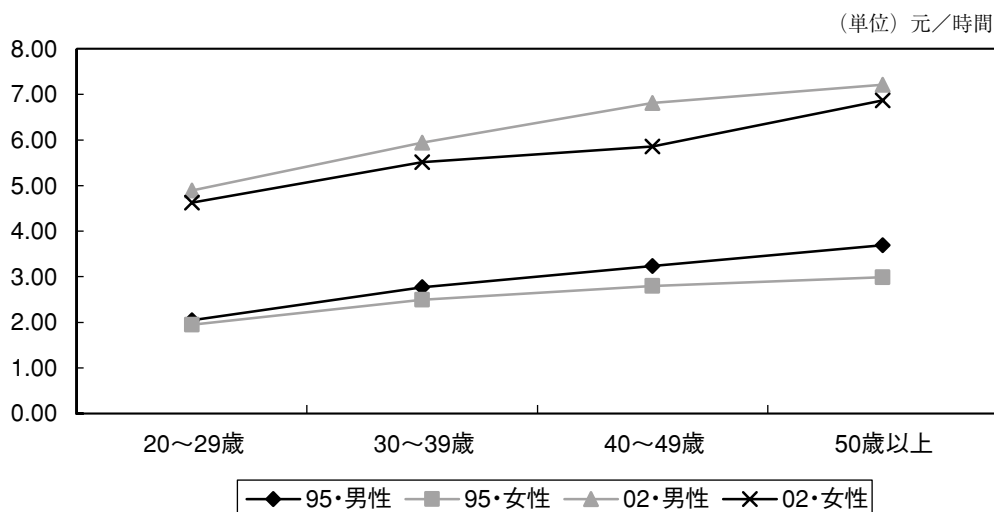
他の要因の分布については、2時点とも党員の割合は、男性が女性より11パーセント～19パーセント多く、1995年に比べ、2002年の場合、党員分布の男女間の差異は小さくなった。一方、既婚、漢民族の分布はほぼ変化しなかった。

(2) 2時点における各要因別・男女間賃金格差の状況

2時点における各要因別の男女間賃金格差の状況については、以下のことが観察された。年齢階層別の状況については、図1によれば、1995年の場合、年齢の上昇とともに男女間賃金格差が大きくなる一方、2002年の場合、男女間賃金格差は、中年層（30～49歳）のほうが他の年齢階層（20～29歳、50歳以上）より大きかった。特に2時点を比べると、40～49歳の年齢層の場合、男女間賃金格差の拡大が一番顕著である。

図2は、学歴別の男女間賃金格差の状況を示している。2時点とも、男女間賃金格差は、高学歴者（大卒）のほうが低学歴者（中卒、小学

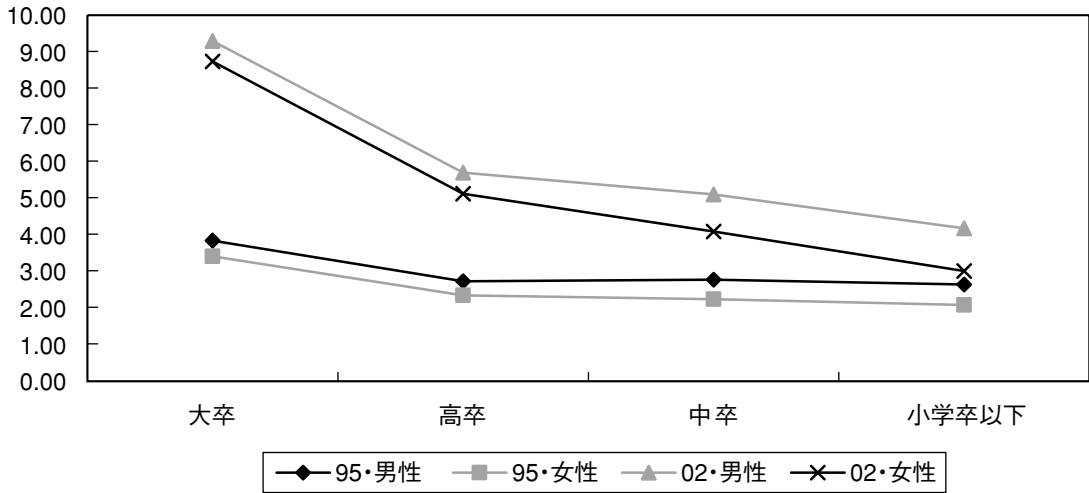
図1 年齢階層別の男女間賃金格差の状況



(出所) 表2と同じ。

図2 学歴別の男女間賃金格差の状況

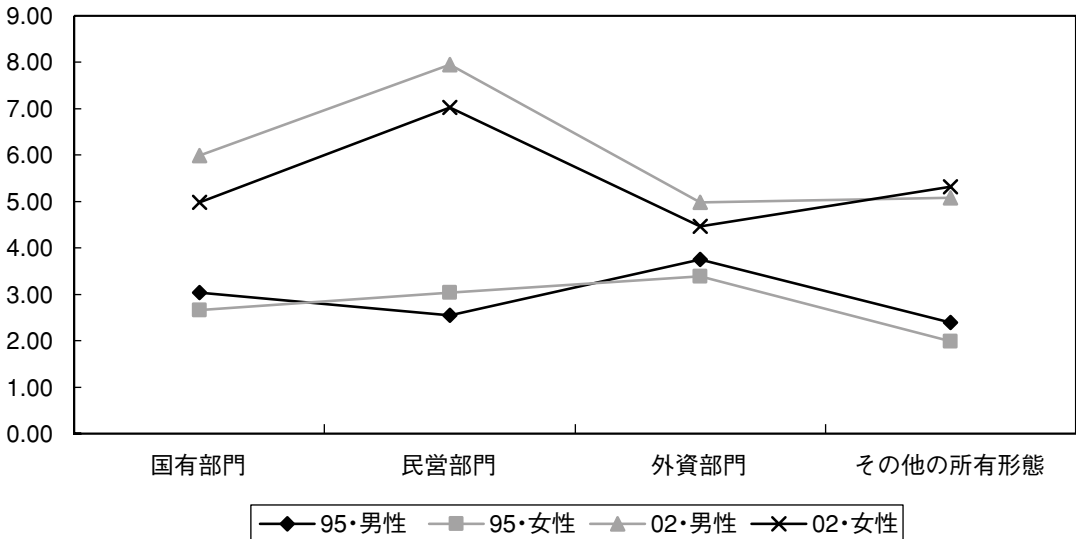
(単位) 元/時間



(出所) 表2と同じ。

図3 部門の所有形態別の男女間賃金格差の状況

(単位) 元/時間



(出所) 表2と同じ。

卒以下)より小さい。また、高学歴と低学歴間の男女間賃金格差の差異は、2002年が1995年に比べて大きくなった。

部門所有制別の男女間賃金格差の状況については、図3をみると、2時点とも、国有部門、

外資部門においても、女性の賃金が男性より低い。また、国有部門と民営部門において、男女間賃金格差の差異は2002年が1995年より大きくなった。

以上から、年齢、学歴、職業ごとによって男

女間賃金格差の状況が異なることが示される。しかし、具体的に各要因がどの程度男女間賃金格差に影響を与えるかは、必ずしも明確ではない。以下では、計量分析を通じて男女間賃金格差の決定要因を解明する。

Ⅲ 計量分析の枠組み

本節では、計量分析の方法について説明する。分析の手順としては、まず、OLSによる賃金関数を推定する^(注11)。次に、賃金関数の結果を利用し、OaxacaモデルとJMPモデルを用いて男女間賃金格差に関する要因分解を行う。最後に分位点回帰分析の賃金関数を推定する。各モデルを定式化すると、本稿の推定式は以下の通りである。

まず、賃金関数のOLS推定式は(1)式で示す。

$$\begin{aligned} \text{Ln}W_m &= \beta_m X_m + u_m \\ \text{Ln}W_f &= \beta_f X_f + u_f \end{aligned} \quad (1)$$

X：経験年数，経験年数二乗，教育年数，党員ダミー，漢民族ダミー，既婚ダミー，職業ダミー，就業形態ダミー，部門所有制形態ダミー，産業ダミー，地域ダミー

(1)式において、添字 m ， f は男性と女性をそれぞれ示す。 $\text{Ln}W$ は賃金率自然対数， X は賃金に影響を与える各要因， u は平均0，分散 σ となる誤差項をそれぞれ示す。

次に、男女間賃金格差の要因分解式を(2)式、(3)式、(4)式で示している。Oaxaca (1973) に従い、(1)式から(2)式を導出することができる。

$$\text{Ln} \bar{W}_m - \text{Ln} \bar{W}_f = \bar{X}_m \beta_m - \bar{X}_f \beta_f \quad (2)$$

(2)式において、添字 m ， f は男性と女性をそれぞれ示す。 $\text{Ln} \bar{W}_m$ ， $\text{Ln} \bar{W}_f$ は男性と女性の賃金率平均値の自然対数， \bar{X}_m ， \bar{X}_f は男性と女性

の各要因の平均値， β_m ， β_f は(1)式で求められる男性と女性の賃金関数の推定値をそれぞれ示す。

そして、(2)式で示される男女間賃金格差が、各要因の量の男女差異に基づく格差 $((\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_m)$ または $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_f$ ，以下で「属性格差」と呼ぶ)，および各要因に対する評価の男女差異に基づく格差 $(\bar{X}_f (\beta_m - \beta_f))$ ，または $\bar{X}_m (\beta_m - \beta_f)$ ，以下では「非属性格差」と呼ぶ)の2種に分けられる。そうすると、(2)式を変換して(3)式を導出することができる。

$$\text{Ln} \bar{W}_m - \text{Ln} \bar{W}_f = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_m}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_f (\beta_m - \beta_f)}_{\text{非属性格差}}$$

または、

$$\text{Ln} \bar{W}_m - \text{Ln} \bar{W}_f = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_f}_{\text{属性格差}} + \underbrace{\bar{X}_m (\beta_m - \beta_f)}_{\text{非属性格差}} \quad (3)$$

(3)式に対して、Cotton (1988)，Neumark (1988)，Oaxaca and Ransom (1994) は、男性基準 (β_m) と女性基準 (β_f) を別々に用いることによって、異なる分解結果が得られる問題が存在しており、そのために、非差別の推定値 β^* (no-discrimination wage structure)^(注12)の利用が必要であることを指摘している。Cotton (1988)，Neumark (1988)，Oaxaca and Ransom (1994) が用いた β^* を(3)式に代入すると、(3)式が(4)式のように一本化される。以下では、(3)式、(4)式を用いた分析をそれぞれ「分解1」，「分解2」と呼ぶ。

$$\begin{aligned} \text{Ln} \bar{W}_m - \text{Ln} \bar{W}_f &= \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta^*}_{\text{属性格差}} \\ &+ \underbrace{\bar{X}_m (\beta_m - \beta_f) + \bar{X}_f (\beta^* - \beta_f)}_{\text{非属性格差}} \end{aligned} \quad (4)$$

さらに、2時点における男女間賃金格差の変化の決定要因に関する計量分析では、JMPモデ

ルを用いる。これらの推定式を(5)式から(10)式までで示している [Juhn, Murphy and Pierce 1991]。以下では、JMPモデルの導出について説明する。

男性の推定値 β_m を用いて誤差項を定義して書き換えると、(1)式を(5)式に変換することができる。

$$\begin{aligned} v_m &= LnW_m - \beta_m X_m = u_m \\ v_f &= LnW_f - \beta_m X_f \\ &= \beta_f X_f + u_f - \beta_m X_f \\ &= (\beta_f - \beta_m) X_f + u_f \end{aligned} \quad (5)$$

平均賃金の自然対数の男女差を D とすると、男女間賃金格差は以下のように分解できる。

$$\begin{aligned} D &= Ln\bar{W}_m - Ln\bar{W}_f \\ &= (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_m + \bar{X}_f (\beta_m - \beta_f) \\ &= \Delta\bar{X} \beta_m - v_f \end{aligned} \quad (6)$$

(6)式において、 $\Delta\bar{X} = \bar{X}_m - \bar{X}_f$ である。2時点における男女間賃金格差を比較すると、基準時を0、比較時を1とすると、2時点間の男女間賃金格差の差異は(7)式のように定式化できる。

$$\begin{aligned} D_1 - D_0 &= (\Delta\bar{X}_1 - \Delta\bar{X}_0) \beta_{m1} \\ &\quad + \Delta\bar{X}_0 (\beta_{m1} - \beta_{m0}) - (v_{f1} - v_{f0}) \end{aligned} \quad (7)$$

(1)式は、誤差項 u の標準偏差 σ を用いて次のような分解ができる。

$$\begin{aligned} LnW_m &= \beta_m X_m + \sigma_m \rho_m \\ LnW_f &= \beta_m X_f + \sigma_m \rho_f \end{aligned} \quad (8)$$

ここで、 $\rho_m = \frac{u_m}{\sigma_m}$ 、 $\rho_f = \frac{(\beta_f - \beta_m) X_f + u_f}{\sigma_m}$ である。 ρ_m 、 ρ_f は平均0、分散1を持つ正規化された男性と女性の誤差項である。男女の賃金関数の誤差項 u_m 、 u_f を(8)式のように σ_m を用いて標準化することの目的は、統計的に観察できない女性の地位における2時点の変化を捉えるためであ

る。つまり、2時点で分布が一定な男性の誤差項分布（標準化正規分布）の上で、観察されない女性の地位の変化を考察するために、(8)式のような標準化を行っている。(8)式を使って(6)式に書き換えると、(9)式になっている。

$$\begin{aligned} D &= Ln\bar{W}_m - Ln\bar{W}_f \\ &= \beta_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \sigma_m (\rho_m - \rho_f) \\ &= \beta_m \Delta\bar{X} + \sigma_m \Delta\rho \end{aligned} \quad (9)$$

ここで $\Delta\rho = \rho_m - \rho_f$ である。(9)式を用いて、2時点間の男女間賃金格差の変化が(10)式のように分解できる。(10)式はJMPモデルの推定式である。

$$\begin{aligned} D_1 - D_0 &= \beta_{m1} (\Delta\bar{X}_1 - \Delta\bar{X}_0) \\ &\quad \text{A 観察された人的資本} \\ &\quad + (\beta_{m1} - \beta_{m0}) \Delta\bar{X}_1 \\ &\quad \text{B 観察された価格効果} \\ &\quad + \frac{(\Delta\rho_1 - \Delta\rho_0) \sigma_{m1}}{\sigma_{m1}} \\ &\quad \text{C ギャップ効果} \\ &\quad + \frac{\Delta\rho_0 (\sigma_{m1} - \sigma_{m0})}{\sigma_{m1}} \\ &\quad \text{D 観察できない価格効果} \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式の各記号について説明する。左辺について、添字1、0は2時点をそれぞれ示す。

D_1 、 D_0 は1時点、0時点における賃金率の自然対数の男女差異 ($Ln\bar{W}_m - Ln\bar{W}_f$) である。 $D_1 - D_0$ は2時点における男女間賃金格差の平均値の変化を示す。(10)式の右辺については、 $\Delta\bar{X}$ は人的資本の各要因平均値の男女差異、 β_m は男性賃金関数の推定値、 $\Delta\rho$ は賃金残差の男女差異 ($\Delta\rho = \rho_m - \rho_f$)、 σ_m は男性の賃金残差の標準偏差をそれぞれ示す。そして、以下の実証分析では、経験年数、学歴、職業、産業を人的資本の代理指標とする。経験年数と教育年数のみを用いた推定は「基本モデル」と呼び、基本

モデルの説明変数に職業、産業を加える推定は「拡張モデル」と呼ぶ。

(10)式右辺の現実的意味については、Aは観察された人的資本の量の効果 (the human capital effect) を示す。これは男女間の教育水準、経験年数の違いによって2時点における男女間の賃金格差が生じる効果である。Bは観察された価格効果 (the observed price effect) であり、これは時代とともに同じ要因に対する評価の変化を示す。例えば、時代とともに教育水準に対する評価が高くなれば、教育年数が同じでも、2時点において、教育水準による賃金の上昇の幅が異なる。そのため、賃金格差が生じると考えられる。Cは男女間の観察できない人的資本の効果 (unobserved productivity-related characteristics), すなわちギャップ効果 (the gap effect) である。また、労働供給側においては、Cは観察できない男女間の労働の質の相違の効果であり、一方、労働需要側においては、Cは男女の差別的取り扱いを示す。したがって、Cには観察できない労働の質と男女の差別的取り扱いの2つの意味が含まれる。Dは男女間の観察できない価格効果 (the unobserved price effect) である。

ここで、CとDの両方が持つ具体的な意味について説明する。経済のグローバル化や新技術の開発により、現在までの説明変数では把握できないスキル (例えば、問題解決能力、創造力、コミュニケーション能力) が労働市場で以前にも増して評価されるようになった場合、(10)式のAとBでは統計的に処理できない。そこで、これらの要因が男女賃金の差異の変化に与える影響が、CとDによって推定される。

また、JMPモデルにおいて、AとCの合計値は人的資本の総合効果を示し、BとDの合計値

は賃金決定制度の総合効果を示す。

最後に、分位点回帰分析法を用いた賃金関数の推定式は(11)式の通りである。

$$\begin{aligned} \ln W_{\theta} &= \alpha_{\theta} + \gamma_{\theta} Z_{\theta i} + u_{\theta} \\ Q_{\theta}(\ln W | Z) &= \ln W_{\theta} = \gamma_{\theta} Z_{\theta} \end{aligned} \quad (11)$$

(11)式において、 Z_{θ} は第 θ 賃金分位点における男女の賃金に影響を与える各要因、 $Q_{\theta}(\ln W | Z_i)$ は、第 θ 賃金分位点における Z という条件付きの賃金関数、 γ_{θ} は第 θ 賃金分位点の各要因の推定値をそれぞれ示す。

IV 男女間賃金格差および その変化の要因分析

1. 2時点における男女別の賃金関数の推定結果 (表3、表4)

2時点における男女別の賃金関数の推定結果を表3、表4で示す。分析により、以下のことが示される。

(1) 人的資本の影響について、2時点とも、男女ともに経験年数の上昇とともに賃金が上昇する。ただし、一定の経験年数を超えると、経験年数の上昇とともに賃金が低下する。2時点とも、男女ともに、教育水準が高いほど賃金が増加する。これらの推定結果は人的資本理論に整合的である。

(2) 政治身分の影響について、2時点とも、男女とも、非党員に比べ、党員の場合、賃金は4～9パーセント高くなる。また、党員身分が賃金に与える影響は、2002年は、1995年に比べて小さい。市場化の改革に伴って政治身分が男女の賃金に与える影響は小さくなることが示される。

(3) 婚姻状況の影響について、2時点とも、

表3 賃金関数の推定結果 (1995年)

	男性		女性		全体 (男女計)	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
経験年数	0.03***	6.70	0.05***	10.64	0.03***	11.05
経験年数二乗	-2.23-E 4 ***	-2.95	-8.44-E 4 ***	-8.07	-3.60-E 4 ***	-6.15
学歴 (高校卒)						
大卒	0.17***	6.79	0.16***	4.65	0.16***	8.18
短大卒	0.05***	2.56	0.07***	3.09	0.06***	3.79
専門学校卒	-0.07***	-3.20	-0.16***	-6.80	-0.11***	-6.88
中卒	-0.14***	-6.10	-0.22***	-8.41	-0.18***	-10.50
小学卒以下	-0.31***	-7.33	-0.34***	-7.77	-0.35***	-11.50
党員	0.05***	3.08	0.09***	4.47	0.08***	6.12
漢民族	0.07*	1.94	0.11***	2.87	0.09***	3.25
既婚	0.16***	4.37	0.05***	1.49	0.10***	4.06
職業 (生産職)						
管理職	0.06**	2.25	0.15***	4.05	0.09***	4.70
技術職	0.06***	2.83	0.16***	6.49	0.11***	6.43
事務職	-0.01	-0.61	0.07***	3.06	0.02	1.26
その他の職業	-0.04	-0.88	0.05	1.36	-0.01	-0.28
就業形態 (終身雇用)						
長期雇用	-0.01	-0.66	-0.05**	-2.15	-0.04**	-2.25
短期雇用	-0.15*	-1.65	-0.25***	-4.52	-0.25***	-5.19
その他の就業形態	-0.13	-0.86	-0.21*	-1.80	-0.22**	-2.25
部門所有制形態 (国有部門)						
外資部門	-0.20	-0.46	0.09	0.43	0.04	0.17
民営部門	0.18**	2.01	0.26***	3.39	0.23***	3.92
その他の所有制形態	-0.22***	-8.51	-0.22***	-9.39	-0.24**	-13.82
産業	あり		あり		あり	
地域	あり		あり		あり	
定数項	0.40***	5.08	0.12	1.21	0.33***	5.23
標本数	5,456		4,805		10,261	
F値	52.58		53.99		105.06	
F検定	0.00		0.00		0.00	
自由度調整済み決定係数	0.30		0.33		0.32	

(出所) CHIP1995より筆者計算。

(注) (1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

(2) 学歴, 職業, 就業形態, 部門所有制形態のレファレンスはそれぞれ高校卒ダミー, 生産職ダミー, 正規雇用ダミー, 国有部門ダミーである。

男性の場合, 賃金は既婚者のほうが未婚者より11~16パーセントが高くなる。一方, 女性において, 1995年の場合, 既婚女性の賃金が未婚者より5パーセント高くなるが, 2002年の場合, 既婚ダミーが女性賃金に有意な影響を与えていない。これらの分析結果により, 近年になるほど, 男性のみに結婚賃金プレミアム (marriage

pay premium)^(注13)が存在することが示される。男性の結婚賃金プレミアムの理由については, 以下のことが考えられる。まず, 男性の場合, 人的資本が高く, 賃金が高くなるほど, 結婚の確率が高くなる。次に, 結婚が男性の家庭責任を高め, 未婚者より, 既婚男性の勤労意欲が高くなるため, 賃金が上昇すると考えられる[Neu-

表4 賃金関数の推定結果（2002年）

	男性		女性		全体（男女計）	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
経験年数	0.02***	3.56	0.01**	2.30	0.02***	3.96
経験年数二乗	-2.56-E 4 ***	-2.39	-9.20-E 5	-0.64	-1.36-E 4 *	-1.65
学歴（高校卒）						
大卒	0.37***	7.36	0.25***	3.81	0.33***	8.45
短大卒	0.15***	4.07	0.12***	2.73	0.14***	4.91
専門学校卒	-2.51-E 3	-0.07	-0.09***	-2.33	-0.04*	-1.67
中卒	-0.13***	-3.51	-0.28***	-6.25	-0.20***	-6.89
小学卒以下	-0.34***	-5.09	-0.52***	-5.54	-0.44***	-7.94
党員	0.04*	1.75	0.06**	2.00	0.06***	3.04
漢民族	-0.02	-0.43	-0.05	-0.78	-0.04	-1.08
既婚	0.11**	2.48	0.05	1.16	0.07**	2.27
職業（生産職）						
管理職	0.10***	2.61	0.22***	3.09	0.13***	3.90
技術職	0.11***	3.61	0.12***	2.91	0.10***	4.02
事務職	0.01	0.28	0.10**	2.52	0.02	0.97
その他の職業	-0.21***	-4.93	-0.15***	-3.74	-0.22***	-7.76
就業形態（終身雇用）						
長期雇用	3.97-E 3	0.18	-1.27-E 3	-0.05	-2.56-E 3	-0.15
短期雇用	-0.16***	-4.40	-0.16***	-4.05	-0.16***	-6.42
その他の就業形態	-0.22***	-5.57	-0.30***	-6.97	-0.27**	-9.18
部門所有制形態（国有部門）						
外資部門	0.24***	4.47	0.24***	3.13	0.24***	5.57
民営部門	-0.07**	-2.48	-0.01	-0.19	-0.03	-1.29
その他の所有制形態	0.09	-1.33	-0.08	-1.15	-0.09*	-1.76
産業	あり		あり		あり	
地域	あり		あり		あり	
定数項	1.73***	18.37	1.65***	11.66	1.79***	23.72
標本数	3,370		2,560		5,930	
F値	37.14		34.47		69.58	
F検定	0.00		0.00		0.00	
自由度調整済み決定係数	0.32		0.33		0.32	

（出所）CHIP2002より筆者計算。

（注）（1）*, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

（2）学歴、職業、就業形態、部門所有制形態のレファレンスはそれぞれ高校卒ダミー、生産職ダミー、正規雇用ダミー、国有部門ダミーである。

mark 2004]。

（4）職業の影響について、2時点とも、男女ともに現場生産職に比べ、管理職、技術職の賃金は、それぞれ6～22パーセント、6～16パーセント高くなる。つまり、高技能職業の賃金は低技能職業より高い。また、こうした高技能職業による賃金上昇の効果は、女性が男性より顕

著である。

（5）就業形態の影響について、2時点とも、男女ともに、終身雇用者に比べ、短期雇用者の場合、賃金が15～25パーセント低くなる。他の人的資本などの要因が一定でも、就業形態ごとに賃金格差が存在し、就業形態ごとに労働市場が分断化されることが示される [馬 2008b, c]。

(6) 部門所有制形態の影響について、1995年の場合、男女ともに、賃金は民営企業のほうが国有企業より18~26パーセント高くなった。一方、外資企業と国有企業間の有意な賃金格差がみられない。しかし、2002年の場合、男女ともに、賃金は外資企業のほうが国有企業より24パーセント高くなり、とくに、男性の場合、民営企業の賃金は国有企業より7パーセント低くなったが、女性の場合、民営企業と国有企業間の有意な賃金格差はみられなかった。部門所有制形態が男女の賃金に与える影響は、時期ごとによって異なることが示される。

2. Oaxaca要因分解の結果(表5)

表5は、(3)式、(4)式を基に推計された要因分解の結果を表している。分解1と分解2による推定結果の方向はほぼ同様であるが、非属性格差の推定値は、分解2のほうが分解1より若干大きい。以下では、主に分解2の結果について説明する。

まず、属性格差と非属性格差の推定値をみる。非属性格差は、1995年の45.2パーセントから2002年の51.0パーセントに大きくなった。これらの分析結果により、男女の差別的取り扱いに基づく格差が男女間賃金格差に与える影響は、各要因の量の差異に基づく格差より大きくなり、市場化改革の進展とともに、男女の差別的取り扱いに基づく格差が大きくなったことが示される。前述したように、市場化は男女間賃金格差に与える影響に、男女の差別的取り扱いによる負の効果と市場競争による正の効果を持つが、今回の分析結果により、1995年から2002年にかけて市場化改革の影響において、負の効果が正の効果より大きいことが示される。

次に、各要因の分解結果についてみる。(1) 非属性格差(男性の利得と女性の損失の合計値)においては、1995年の場合、学歴(25.2パーセント)、既婚(55.6パーセント)、就業形態(4.3パーセント)の寄与度が大きい。2002の場合、学歴(46.1パーセント)、産業(27.0パーセント)、既婚(26.7パーセント)、就業形態(5.8パーセント)の寄与度が大きい。また、1995年に比べ、2002年の場合、男女間賃金格差に与える影響は、婚姻状況が小さくなった一方、学歴、就業形態、産業の影響はいずれも大きくなった。分析結果により、性別ごとによって、学歴、婚姻状況、雇用形態などの各要因に対する評価は、男性が女性より高いことにより、男女間賃金格差が生じることが示される。

(2) 属性格差について、1995年の場合、学歴(14.3パーセント)、部門所有制形態(11.8パーセント)、経験年数(11.7パーセント)の寄与度が大きく、2002年の場合、職業(21.9パーセント)、経験年数(14.7パーセント)、就業形態(10.9パーセント)の寄与度が大きい。2時点とも、学歴、経験年数が、男女間賃金格差に大きな影響を与える一方、近年になるほど、職業分布の男女差異の影響が大きくなり、性別職業分離の問題が深刻化になったことがうかがえる[王2005; 2006; 李・馬2006; 馬2007b]。

以上の分析結果から、「経験年数、教育水準、職業分布などの各要因の男女差異」、および「各要因における男女の差別的取り扱い」の両方が、2時点におけるそれぞれの男女間賃金格差に影響を与えることが明らかになっている。しかし、人的資本と賃金決定制度がどの程度2時点における男女間賃金格差の変化に影響を与えるかは、必ずしも明確ではない。この問題を解

表5 男女間賃金格差に関する要因分解（寄与率）

（単位）％

1995年	実際値：0.1791				
合計	分解①		分解②		
	属性格差	非属性格差	属性格差	男性の利得	女性の損失
	50.7	49.3	55.8	20.7	23.5
経験年数	14.0	-89.4	11.7	-21.8	-65.3
学歴	12.6	26.9	14.3	12.3	12.9
党员	4.6	-3.4	7.5	-5.2	-1.0
民族	0.0	-24.4	0.0	-9.6	-14.9
婚姻状況	-1.0	56.0	-0.7	28.2	27.4
職業	4.9	-29.5	5.3	-12.7	-17.3
就業形態	2.2	5.7	3.6	3.1	1.2
部門所有制形態	11.2	-2.1	11.8	0.4	-3.1
産業	-0.3	-12.5	-0.6	-3.6	-8.6
地域	2.5	-18.8	2.9	-3.2	-15.9
定数項	0.0	140.8	0.0	32.7	108.2
2002年	実際値：0.1915				
合計	分解①		分解②		
	属性格差	非属性格差	属性格差	男性の利得	女性の損失
	42.0	58.0	49.0	22.0	29.0
経験年数	9.9	3.1	14.7	-1.4	-0.4
学歴	1.6	44.8	0.3	21.6	24.5
党员	2.4	-1.7	3.3	-2.2	-0.4
民族	0.0	13.2	0.0	10.2	3.0
婚姻状況	1.2	26.3	0.8	18.4	8.3
職業	19.9	-20.2	21.1	-1.3	-20.1
就業形態	9.4	7.3	10.9	4.6	1.2
部門所有制形態	2.0	-8.1	1.7	-5.2	-2.6
産業	-5.0	27.6	-5.8	13.4	13.6
地域	0.7	-73.6	2.0	-6.8	-66.6
定数項	0.0	39.3	0.0	-29.2	68.5

（出所）表2と同じ。

（注）（1）実際値＝男性賃金率の自然対数－女性賃金率の自然対数。

（2）実際値以外の数値は、各要因の寄与度（％）を示す。

（3）分解①は本稿の(3)式を利用する推定結果である。

（4）分解②は本稿の(4)式を利用する推定結果である。

明するため、以下ではJMPモデルを用いた分析結果について説明する。

3. JMP要因分解の結果（表6）

表6でJMPモデルを用いた要因分解の結果を表している。表6で示されたように、2時点の男女間賃金格差の変化を時間あたり賃金率自然対数の男女格差の2時点の差（ $D_{02}-D_{95}$ ）とす

ると、2時点間の男女間賃金格差の差異は0.0124となっている。要因分解の分析結果により、以下のことが示される。

（1）人的資本について、AとCの推定値を考察する。基本モデルと拡張モデルにおいて、いずれもAの推定値は負の値になっている。学歴や経験年数など観察できる人的資本における男女差が縮小したことが、男女間賃金格差の縮小

に貢献したことが示される。また、基本モデル (0.0389) に比べ、拡張モデル (0.0111) によるAの絶対値は大きい。Cについて、基本モデルと拡張モデルにおいても、それらの推定値はいずれも正の値であり、観察できない人的資本における男女差の拡大が、男女間賃金格差の拡大に寄与したことがわかった。これらの分析結果から、観察できない女性の地位の低下 (例えば、教育訓練、昇進における男女差別的取り扱い) により、男女間賃金格差が拡大したことが示される。

AとCの合計値は、人的資本の総合効果を示す。これらの合計値は、基本モデルが0.0092であるが、拡張モデルでは-0.0024となっている。これは、人的資本の指標として経験年数と学歴に加えて職業と産業も加えた場合、男女の人的資本の差がこの期間に縮小しており、それが男女間賃金格差を縮小する効果をもたらしたことを意味している。1995年から2002年の間に、学歴間の男女格差が縮小しており、これは男女間賃金格差の縮小をもたらしたが、他方で観察で

きない人的資本における差異の拡大、また経験年数および職業分布における差の拡大が賃金格差の拡大をもたらした。学歴差の縮小による格差縮小の効果を他の側面における差異の拡大の効果が「拡張モデル」の場合には若干上回っている。

(2) 賃金決定制度の影響についてみる。BとDの合計値は、いずれも正の値 (基本モデルが0.0032, 拡張モデルが0.0148) となっている。前述したように、1995年から2002年にかけて企業所有制改革、国有企業の改革により、政府が労働者の賃金決定に与える影響は小さくなり、企業が賃金決定の自主権を持つことになった。今回の分析結果により、このような賃金決定制度の変化が、男女間賃金格差を拡大させたことが示される。

(3) AとCの合計値 (人的資本の効果) と、BとDの合計値 (賃金決定制度の効果) の絶対値を比較する。基本モデルの場合、BとDの合計値のほうがAとCの合計値より小さい。一方、職業、産業を含む拡張モデルの場合、賃金決定制

表6 男女間賃金格差の変化に関する要因分解

分解結果 1	D02-D95	観察できる人的資本 A	観察できる価格効果 B	ギャップ C	観察できない価格効果 D
基本モデル 経験年数 学歴	0.0124	-0.0389 0.0185 -0.0574	0.0145 -0.0085 0.0230	0.0481	-0.0113
拡張モデル 経験年数 学歴 職業 産業	0.0124	-0.0111 0.0163 -0.0441 0.0243 -0.0076	0.0238 -0.0097 0.0151 0.0116 0.0068	0.0087	-0.0091
分解結果 2	D02-D95	人的資本 A+C	賃金決定制度 B+D		
基本モデル	0.0124	0.0092	0.0032		
拡張モデル	0.0124	-0.0024	0.0148		

(出所) 表2と同じ。

度の効果の方が大きくなっている。これらの分析結果により、人的資本および賃金決定制度の両方が市場経済期における男女間賃金格差の変化に影響を与えるが、賃金決定制度の影響は広義の人的資本より大きいことが明らかになった。このような分析結果は欧米の先行研究に一致している^(注14)。

4. 分位点回帰分析の結果（表7、図4）

分位点回帰分析法の賃金関数の推定結果を示すと以下の通りである。各賃金分位点において、男女間賃金格差が異なることがわかった。また、各賃金分位点における2時点間の男女間賃金格差の変化については、図1によれば、高賃金分位点（第7十分位点～第9十分位点）に比べ、低賃金分位点（第1十分位点～第2十分位点）において、その男女間賃金格差の変化は大きい。こ

表7 男女間賃金格差に関する分位点回帰分析の結果

	10th	25th	50th	75th	90th
D95	0.08 (0.02)***	0.06 (0.01)***	0.06 (0.01)***	0.06 (0.01)***	0.08 (0.02)***
D02	0.16 (0.03)***	0.15 (0.02)***	0.13 (0.02)***	0.10 (0.02)***	0.05 (0.03)***
D02-D95	0.08	0.09	0.07	0.04	-0.02

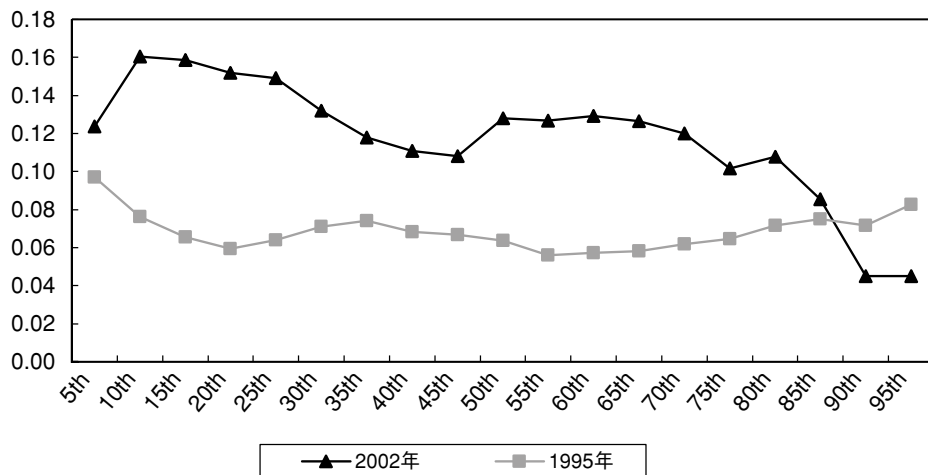
（出所）表2と同じ。

（注）（1）***はそれぞれ有意水準1%を示す。（ ）は不均一分散一致標準誤差である。

（2）表の数値は、quantile regressionによる男性ダミー推定値の差（D02-D95）である。

（3）経験年数、学歴、党員、既婚、漢民族、職業、就業形態、部門所有制、地域、産業をコントロールした推定である。

図4 賃金分位点ごとに男女間賃金格差の状況



（出所）筆者作成。

（注）横軸の数値は各賃金分位点、縦軸の数値はquantile regressionによる男性ダミーの推定値である。

これらの分析結果により、市場化改革の進展に伴って男女間賃金格差が拡大し、こうした賃金格差の拡大は、低賃金所得層のほうが高賃金所得層より大きいことが提示された。

む す び

本稿では、市場経済期の男女間賃金格差の変化及びその規定要因に関する計量分析を行った。分析から得られた結論は、以下のとおりである。

第1に、1995年から2002年にかけて中国都市部における男女間賃金格差が拡大した。

第2に、近年になるほど、男女の差別的取り扱いに基づく格差が男女間賃金格差に与える影響は、人的資本などの各要因の量に基づく格差より大きくなった。

第3に、属性格差について、1995年の場合、学歴、部門所有制形態、経験年数の寄与度が大きく、2002年の場合、職業、経験年数、就業形態の寄与度が大きい。2時点とも、経験年数が男女間賃金格差に大きな影響を与える。また、近年になるほど、職業分布の男女差異が男女間賃金格差に与える影響は大きくなる。

第4に、非属性格差について、2時点とも、学歴、既婚、就業形態、産業における男女の差別的取り扱いが男女間賃金格差に大きな影響を与えている。1995年に比べ、2002年の場合、既婚の効果が小さくなった一方、学歴、就業形態、産業の影響はいずれも大きくなった。

第5に、人的資本および賃金決定制度の両方が、男女間賃金格差の変化に影響を与え、近年になるほど、賃金決定制度の影響は人的資本要因に比べて大きくなる。

第6に、市場経済期の男女間賃金格差の拡大

は、高賃金層に比べ、低賃金層のほうが大きい。

これらの分析結果によって、以下のような政策に関連することが示唆される。

第1に、賃金決定制度の影響、すなわち企業が賃金を自由に決定することが男女間賃金格差に与える影響については、以下のような2種の効果があると考えられる。つまり、前述した男女の差別的取扱いによる賃金格差の拡大効果と、競争的な市場経済による賃金格差の縮小効果の両方である。拡大効果が縮小効果より大きい場合、賃金決定の自主権の拡大とともに、賃金決定制度の変化が男女間賃金格差の拡大に寄与する結果が現れたと考えられる。男女の差別的取扱いの問題を防ぐような男女雇用均等法^(注15)などの労働政策を徹底的に実施することが重要だと考えられる。

第2に、分析から、学歴の男女間の差異がそれぞれの時点の男女間賃金格差に大きな影響を与えることが明らかになった。男女間賃金格差を縮小するために、教育水準の男女差異を縮小させる政策が必要である。とくに男女平等の教育機会の提供が重要な政策である。

第3に、近年になるほど、職業分布の男女差異、および同一職業についても男女の賃金が異なることが男女間賃金格差に与える影響は大きくなった。性別職業分離^(注16)の問題が深刻化していることが示された。男女間賃金格差を縮小させるため、今後職業の人員配置、管理職昇進などの人事管理制度における男女格差の問題を重視すべきである。また、雇用均等法、同一労働価値同一賃金原則^(注17)の徹底は必要である。

最後に、本稿では、男女間賃金格差に関する実証分析を行ったが、賃金関数の推定には、クロス・セクションデータを用いた分析であった。

そのため、個体間の異質性の問題が残されている。今後、この問題を解決するために、パネルデータを使用した分析が必要である。また、JMP要因分解のモデルにおいては、2時点の労働需給が同じであることが仮定されている。各時点によって労働需給が異なる可能性が存在するため、労働需給要因を考慮したさらなる分析を今後の課題としたい。

(注1) 賃金決定システムは、個人レベルの賃金決定制度(企業の賃金決定制度)と、マクロレベルの賃金決定(最低賃金、同一労働同一賃金原則、労働組合の団体交渉などによる賃金決定)の2種に分けられるが、市場経済期にマクロレベルの賃金決定の変化に比べ、企業の賃金決定制度の変化は大きかったと考えられる。そのため、本稿では企業の賃金決定制度に着目して議論する。

(注2) 人的資本に対する評価の指標のひとつは、教育の内部収益率(internal rate of return to education)である。教育の内部収益率とは、教育の費用と便益の割引現在価値を一致させるような収益率である。実証分析では、賃金関数から求められる教育年数の推定値を教育の内部収益率とする分析手法がある。Gustafsson and Li (2000)、馬(2005; 2007a)は、中国都市部において、教育の内部収益率における男女の差異が存在し、それが男女間賃金格差に影響を与えることを示している。

(注3) Oaxacaモデルについては、第Ⅱ節で詳しく説明する。

(注4) JMPモデルは、Juhn, Murphy and Pierce (1991) がはじめて用いたもので、人的資本および人的資本以外の要因が男女間賃金格差に与える影響を分析するための計量モデルである。男女間賃金格差の2時点の変化に関する実証研究では、このモデルがよく用いられている[Blau and Kahn 1996; 1997; Kidd and Shannon 2002]。なお、「JMP」という名称は3人の名前

の頭文字をとったものである。

(注5) Oaxaca and Ransomモデルについては、第Ⅱ節の推定モデルで詳しく説明する。

(注6) 具体的にいえば、Gustafsson and Li (2000) では、OLSによる賃金関数を推計した上でOaxaca (1973) モデルを用いて分析したが、馬(2005)は、ヘックマン二段階法[Heckman 1976]の賃金関数を推定した上で、Oaxaca and Random (1994) モデルを用いて分析した。

(注7) Suen (1997) は、JMPモデルについて、ギャップ効果が計測できない評価から完全に独立せず、所得が高いほど、厚い末端(thicker tails)の現象が生じることを指摘している。また、賃金の不平等度が大きければ、賃金分位点のランキングが大きくなり、そのため、推定結果にバイアスが起こることを述べている。しかし、欧米の先行研究では、JMPモデルが2時点における男女間の所得格差の変化に関する要因分解の標準な手法としてよく用いられる。したがって、本稿ではJMPモデルを用いる。

(注8) 分位点回帰分析モデル(QR)については、第Ⅱ節で詳しく説明する。このモデルの計量的理論については、Koenker and Bassett (1978; 1982)を参照されたい。

(注9) 中国において 共産党員という政治身分が職業キャリアに関連する。党員のネットワーク(party membership)によって昇進・昇級・昇給が優遇されることによって、党員の賃金が非党員に比べて高いと考えられる。

(注10) 中国に56民族があるが、総人口数の92パーセントが漢族である。政府によって少数民族の優遇政策が実施されるが、民族の属性が男性と女性の賃金に影響を与えると考えられる。本稿では、民族の影響をコントロールするため、漢民族ダミー(漢族=1, その他の民族=0)を設定する。

(注11) 賃金関数の推定方法について、OLS推定にサンプル・セクション・バイアスが生じる可能性が存在する。このバイアスを修正するため、就業選択を含む二段階の推定は必要である[Heckman 1976]。ここでは、最初にCHIP

1995のデータ用い、ヘックマン二段階の推定を行ったが、逆 λ 比の推定値は統計的に有意ではない結果が得た。また、馬（2005）はCHIP1999を用いてヘックマン二段階賃金関数の推定を行った。分析結果により、逆 λ 比の推定値は統計的に有意であるが、ヘックマン二段階法による要因分解の結果がOLSに比べてわずか1パーセントの差であることを示している。さらに、Manski（1989）は、ヘックマン二段階の推定に確認制限（identifying restrictions）や頑健性の欠如（general lack of robustness）などの問題があることを指摘している。以上のことを考え、本稿ではOLS法を用いた。

（注12）実証分析では、 β^* が男女計の賃金関数の推定値によって求められる。

（注13）Neumark（2004）は、アメリカにおいて、男性の場合、他の条件が一定であれば、独身者に比べ、既婚者の賃金が高いことを示している。この現象は既婚賃金プレミアム（marriage pay premium）と呼ぶ。

（注14）本稿の分析結果はKidd and Meng（2001）の推計とは異なっている。この理由は以下の2点にあると考えられる。(1) 分析範囲の不同である。Kidd and Meng（2001）は、国有企業しか分析していないが、本稿は国有企業、集団企業、民営企業や外資企業などの多種多様な企業所有形態を分析対象とした。(2) 分析対象の時期が異なる。Kidd and Meng（2001）は、経済改革の初期（1980年代）の変化を分析したが、本稿では市場経済期（90年代）の変化に着目した。1980年代に比べ、90年代に市場経済の改革が促進され、賃金決定制度および人的資本は大きく変化し、各要因が男女間賃金格差に与える影響も変化すると考えられる。

（注15）男女平等の労働法規について、1954年の「中華人民共和国憲法」では、「女性は政治、経済、文化、社会、家庭生活などの分野で、男性との同等の権利を有する」と規定した。また、1954年の憲法では「男女同一労働同一賃金」（「男女同工同酬」）と規定された。計画経済期に、労働雇用における男女の平等を実現させる

ため、これらの労働法規が強化された。ただし、市場経済期に、これらの労働法規が徹底的に実施されていない問題が起こった [李 2003]。

（注16）性別職業分離の問題は、「職業間格差」（inter-occupation differentials）と「職業内格差」（intra-occupation differentials）の2種類に分けられる。職業間格差とは、男女間の職業分布の相違によって生じる男女間賃金格差であり、職業内格差とは、同じ職業についても男女の賃金が異なることによって生じる賃金格差である [Brown, Moon and Zoloth 1980]。

（注17）同一労働価値同一賃金原則は、ILO第100号条約（「同一価値の労働についての男女労働者に対する同一報酬に関する条約」1951年採択）によって、労働の価値が同等であれば、その労働に従事する労働者に、性別の違いに関わらず同一賃金を支払うことを求める原則である。

文献リスト

<日本語文献>

- 丸川知雄 2002.『労働市場の地殻変動』名古屋大学出版社。
- 馬欣欣 2005.「中国都市部における男女間賃金格差の要因分解」KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES DP 2005-013.
- 2006.「現代の中国企業における賃金制度の概要と特徴」『労務研究』第56巻第10号 19-27.
- 2007a.「日中における男女間賃金格差の差異に関する要因分解」『日本労働研究雑誌』第560号 96-107.
- 2007b.「性別職業分離と男女間賃金格差の日中比較——日本と中国の家計調査のミクロデータを用いた実証分析——」『中国経済研究』第4巻第1号 15-36.
- 2007c.「人的資本が中国都市部の所得格差に与える影響：1988～2002」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series No.07A-15.
- 2008a.「中国における雇用調整と再就職後

の賃金の男女格差」『日本労働研究雑誌』第571号 104-119.

—— 2008b. 「農村——都市の労働力流動と中国の都市部における賃金格差——都市部の労働市場の分断化に関する実証分析（上）」『大原社会問題研究所雑誌』第591号 39-51.

—— 2008c. 「農村——都市の労働力流動と中国の都市部における賃金格差——都市部の労働市場の分断化に関する実証分析（下）」『大原社会問題研究所雑誌』第592号 62-72.

< 中国語文献 >

Appleton, S. · J. Knight · 宋麗娜 · 夏青傑 2004.

「中国裁員の決定因素及後果」李実 · 佐藤宏佐編『經濟転型的代価——中国城市事業，貧困，收入差距の経験分析——』中国財政出版社.

杜鳳蓮 · 範幸麗 2005. 「失業対性別間工資差異の影響」『南方經濟研究』2005年第2期.

閔夙莉 · 孟憲生 2005. 「关于外国貿易自由化对發展中国家性別工資差異的影響的研究及其啓示」『理論与科学』2005年第6期.

紀月梅 · 秦蓓 2004. 「性別工資差別与人力資本」『世界經濟文匯』2004年第6期.

Knight, J. · 李実 2004. 「中国城鎮職工失業の持続性と再就業職工の收入」李実 · 佐藤宏編『經濟転型的代価——中国城市事業，貧困，收入差距の経験分析——』中国財政出版社.

李秋芳 主編 2003. 『中国婦女就業：現状与对策』中国婦女出版社.

李実 · 馬欣欣 2006. 「中国城鎮職工の性別差異与職業分割の経験分析」『中国人口科学』2006年第5期.

李実 · 趙人偉 2006. 「市場化与收入差距拡大」『洪範評論』第2 卷第2号.

王美艷 2005. 「城市労働力市場上の就業機会与工資差異」『中国社会科学』2005年第5号.

—— 2006. 「中国城市労働力市場上の性別工資差異」『經濟研究』2006年第12号.

張丹丹 2004. 「市場化与性別工資差異研究」『中国人口科学』2004年第11期.

< 英語文献 >

Arrow, K. 1972. "Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market." In *Racial Discrimination in Economic Life*. eds. A. Pascal. Lexington : DC Heath.

—— 1973. "The Theory of Discrimination." In *Discrimination in Labor Market*. eds. O. A. Ashenfelter and A. Ree. Princeton : Princeton University Press.

Becker, G. S. 1957. *The Economics of Discrimination*. Chicago : University of Chicago Press.

—— 1964. *Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York : Columbia University Press.

Blau, F. and L. M. Kahn 1996. "Wage Structure and Gender Earning Differentials : A International Comparison." *Economica* 63(250) : 29-62.

Blau, F. and L. M. Kahn 1997. "Swimming Upstream : Trends in the Gender Wage Differentials in 1980s." *Journal of Labor Economics* 15 (1) : 1-42.

Blinder, A. S. 1973. "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimation." *Journal of Human Resources* 8(4) : 436-455.

Brown, R. S., M. Moon and B. S. Zoloth 1980. "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male/Female Earnings Differentials." *Journal of Human Resources* 15 : 3-28.

Cotton, J. 1988. "On the Decomposition of Wage Differentials." *Review of Economics and Statistics* 70(2) : 236-243.

Doeringer, P. and M. Piorer 1971. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington : Health Lexington Books.

Gustafsson, B. and S. Li 2000. "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China." *Population Economics* 13(2) : 305-329.

Heckman, J. 1976. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Development Variables and a Simple Estimator for Such Model." *Annals of Eco-*

- nomic and Social Measurement* 5(4) : 475-492.
- Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce 1991. "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence." In *Workers and their Wages*. K. M. Kosters, 107-143. Washington DC : AEI.
- Kidd, M. P. and M. Shannon 2002. "Labor Market Institutions and the Gender Wage Gap in Britain and Australia, 1973-90." *Labor* 16(1) : 135-156.
- Kidd, M. and X. Meng 2001. "The Chinese State Enterprise Sector : Labor Market Reform and the Impact on Male-Female Wage Structure." *Asian Economic Journal* 15(4) : 405-423.
- Koenker, R. and G. Bassett 1978. "Regression Quantile." *Econometrica* 46(1) : 33-50.
- 1982. "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantile." *Econometrica* 50(1) : 43-61.
- Liu, P. W., X. Meng and J. S. Zhang 2000. "Sectoral Gender Wage Differences and Discrimination in the Transition Chinese Economy." *Journal of Population Economics* 13(2) : 331-352.
- Manski, C. F. 1989. "Anatomy of election Problem." *Journal of Human Resources* 24 : 343-360.
- Mincer J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York : NBER and Columbia University Press.
- Neumark, D. 1988. "Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources* 23 (3) : 279-295.
- 2004. "Does Marriage Really Make Men More Productive?" In *Sex Differences in Labor Market*, 29-48. New York : Routledge Taylor and Francis Group London and New York.
- Oaxaca, R. L. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14(3) : 693-709.
- Oaxaca, R. and M. Ransom 1994. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics* 61(1) : 5- 21.
- Orazem, P. F. and M. Vodopivec 2000. "Male-Female Differences in Labor Market Outcomes during the Early Transition to Market : The Cases of Estonia and Slovenia." *Journal of Population Economics* 13(2) : 283-303.
- Phelps, E. S. 1972. "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review* 62 (4) : 659-661.
- Reilly, B. 1999. "The Gender Pay Gap in Russia during the Transition, 1992-1996." *Economics of Transition* 7(1) : 245-264.
- Reimer, C. W. 1983. "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men." *Review of Economics and Statistics* 65(4) : 570-579.
- Suen, W. 1997. "Decomposing Wage Residuals : Unmeasured Skill or Statistical Artifact?" *Journal of Labor Economics* 15-3 (1) : 555-566.
- Wu, C. F. J. 1986. "Jackknife, Bootstrap and Other Resampling Methods in Regression Analysis." *Annals of Statistics* 14 : 1261-1350.
- [付記] 本稿を作成する際に、慶應義塾大学における文部省21世紀グローバルCOEプログラム「市場の質に関する理論形成とパネルデータ実証分析—構造的経済政策の構築に向けて」から研究助成を受けた。北京師範大学李実教授に個票データを提供して頂いた。北京師範大学李実教授、慶應義塾大学清家篤教授、樋口美雄教授からは貴重な助言を頂いた。また、本誌の匿名レフェリー、(独立行政法人) 労働政策研究・研修機構副主任研究員堀春彦氏、京都大学小松原崇史助教から沢山の有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。文責は全て筆者に帰する。
- (慶應義塾大学産業研究所共同研究員、2008年4月4日受付、2009年2月16日レフェリーの審査を経て掲載決定)